

环境规制、地方政府竞争与劳动力需求溢出

王 勇 陈 洁 施美程*

摘要:地区间的环境规制差异和相互竞争是我国环境规制政策实施的重要特征。本文在对环境规制竞争及其劳动力需求溢出逻辑进行梳理的基础上,运用空间杜宾模型实证考察了省际环境规制竞争对污染密集型行业劳动力需求溢出的影响。实证结果表明,省际间存在显著的一致性环境规制竞争特征,邻近地区一致性的环境规制竞争策略会在整体上对本地区污染密集型行业的劳动力需求产生负向的空间溢出效应。进一步考察不同环境规制方式的异质性发现,邻近地区的“事后”规制和“事中”规制并不会产生显著的负向劳动力需求溢出,而“门槛”型的“事前”规制才会产生显著的负向劳动力需求溢出。很多地区在面临环境规制与劳动力需求的矛盾抉择时,必须考虑和防范污染密集型行业重新选址和企业邻近迁移可能产生的污染风险。

关键词:环境规制;地方政府竞争;污染密集型行业;劳动力需求

一、引言

实施日趋严格的环境规制政策已经成为我国实现经济与环境协同发展的必然选择。作为大国,我国不同区间的环境规制强度存在明显差异,这已被众多研究所证实(施美程、王勇,2016;宋琳、吕杰,2017)。这种差异会对不同区域不同行业的经济活动产生不一致的影响,作为基本要素的劳动力必然会伴随着经济活动的配置出现再调整。此外,在分权的环境管理体制下,基于地方利益的考虑,地方政府间的环境规制往往存在一种相互竞争的策略性关系(张文彬等,2010)。因此,地方政府的竞争特征及其引致的地区环境规制强度的变化会

*王勇(通讯作者),环境保护部环境与经济政策研究中心,邮政编码:100029,电子信箱:wang.yong@prcee.org;陈洁,湖北经济学院经济与资源学院,邮政编码:430205,电子信箱:chenjie2017@hbue.edu.cn;施美程,清华大学政治经济学研究中心,邮政编码:100084,电子信箱:smeich@163.com。

感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

对劳动力的需求与配置产生很大的影响。基于此,本文将深入考察地方政府间的环境规制竞争所引致的劳动力需求效应及相关影响机制,对于这一问题的阐释有助于更加深入地理解环境规制对劳动力市场的深层影响。

关于环境规制与劳动力需求的研究众多。从微观层面来看,环境规制对劳动力需求的影响是成本效应、需求效应和要素替换效应的加总(Morgenstern et al., 2002)。由于三种效应的方向并非一致,所以环境规制对企业劳动力需求的加总影响是不确定的。相关的实证结论也不尽一致,一些研究认为环境规制会产生微弱的就业创造效应(Berman & Bui, 2001; Morgenstern et al., 2002),也有一些研究认为环境规制会产生显著的就业损失效应(Greenstone, 2002; Deschenes, 2010; Mark Curtis, 2014)。事实上,环境规制可能更多地是影响劳动力在行业间的再配置(Arrow et al., 1996),但是这种解释合理的前提是环境规制强度在地区间是一致的,如果地区间环境规制强度的不均衡性明显存在,那么环境规制所带来的行业间的再配置将被劳动力在地区间的再配置所分担。一方面,对于高环境规制地区来说,污染密集型行业会面临较高的额外生产成本和较高的进入门槛,会通过规模效应带来污染密集型行业就业的萎缩;另一方面,低环境规制地区为污染密集型行业创造了合适的条件,如果高环境规制地区的额外生产成本足够高,就会促使污染密集型企业逐渐从不能达到环境标准的地区转向那些可以达到环境标准的地区,这样就会在一个地区“棕色”就业损失的同时伴随着另一个地区的“棕色”就业创造。Becker和Henderson(2000)对于美国的分析证实了低规制的达标地区新进入的污染密集型企业数量会显著上升,并且这种增加的数量随着非达标地区环境规制程度的不同而不同。Greenstone(2002)同样发现非达标地区对于污染物的规制显著地降低了这一地区污染密集型企业的就业增长。Kahn和Mansur(2013)以《美国清洁空气法案》为例的实证分析证明,低环境规制对污染密集型行业的劳动力具有明显的聚集效应。

随着中国环境规制的日益增强,对于环境规制与就业关系的讨论日益增多。陆昉(2011)基于VAR模型的模拟结果表明,开征碳税对中国当前的就业可能会产生不利冲击。李钢等(2012)基于CGE模型的估计认为,要使工业废弃物排放完全达到现行法律标准,制造业部门就业量将下降约1.8%。李梦洁和杜威剑(2014)、李珊珊(2015)的研究均认为环境规制与就业呈现“U”型关系,且中国现阶段的环境规制强度仍处于“U”型曲线的左端。范洪敏和穆怀(2017)则讨论了环境规制对城镇农民工就业影响的劳动力市场分割门槛效应。王勇等(2017)讨论了环境规制引致劳动力再配置的主要路径及其可能产生的失业等社会成本问题。邵帅和杨振兵(2017)基于工业行业的研究表明环境规制具有减少工业污染排放与促进劳动需求水平提升的双重红利效应。

已有文献对于环境规制方式、特征的考察还存在很大的不足,鲜有从环境规制竞争的视角来考察环境规制与劳动力市场的关系。本文研究的边际贡献主要体现在:理论上,对

现有研究进行了有益的补充。一是梳理环境规制竞争影响劳动力需求的动态机制;二是利用分省分工业行业数据通过空间杜宾模型实证考察环境规制竞争对劳动力需求的空间溢出效应;三是比较不同环境规制方式的异质性效应。理论逻辑梳理和实证分析有助于更加细致地理解环境规制对劳动力市场的系统影响。从现实意义来看,基于我国地方竞争的客观考察,能够为环境保护力度日益增强背景下的环境规制政策提供参考,有助于更好地协调环境规制与经济转型发展的关系。

二、理论框架与研究假设

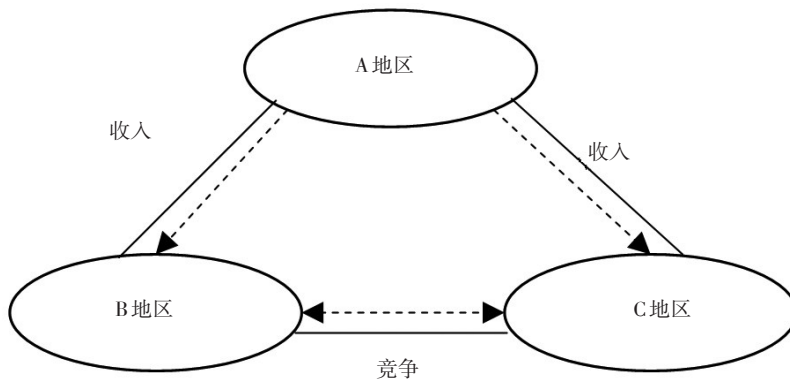
(一)环境规制差异及其劳动力需求溢出逻辑

理论上,地区间的环境规制差异主要来源于两个方面:一是收入水平不同带来的内生差异,表现为收入水平提升所产生的自愿规制以及政府迫于民众要求而实施的被动规制。二是地方政府基于自身利益考虑的策略性环境规制,表现出实际环境规制强度与收入水平的不一致。地方政府竞争对环境规制差异的解释可以从污染溢出效应和经济竞争效应两个方面来理解。首先,由于污染外部性,导致地方政府在环境保护上容易出现搭便车行为;其次,环境规制可能会影响企业的竞争力,地方政府为了维护本地企业的竞争优势或为了吸引更多的资源促进本地区的经济发展,会竞相降低环境规制强度来减轻环境保护可能对企业带来的负担;此外,“用脚投票”和中央政府的政绩考核能够形成“自上而下的标尺竞争”激励。

上述两个层面的环境规制差异往往同时存在,尤其是在地区间经济发展差异明显存在的时候。假设存在经济发展水平相对较高的A地区以及经济发展水平相对较低的B和C地区。对于A地区来说,经济发展水平达到了一定程度,工业尤其是污染密集型行业资本投资对其的吸引力减弱,对良好环境商品的需求逐渐趋于强烈,收入水平是环境规制提升的主要来源,来自于其它地区环境规制竞争的影响相对较弱。但是B与C地区的经济发展水平相对较低,基于收入水平产生的良好环境需求并不是那么强烈,相反,它们对投资优势则更为关注。如果污染密集型商品仍然存在刚性需求,那么环境规制引致的A地区产出减少就需要在其它地区得到补充,因此,对于B和C地区来说,其在对A地区产出损失的补充上存在一种策略性的竞争,进而加强A地区被规制行业的劳动力流出以及在B和C地区进行集聚。我们在图1中画出了环境规制差异引致的污染密集型劳动力的流动方向。A地区的环境规制强度较高,与B、C地区环境规制强度的差别源于内生性的收入差异,而B和C地区之间的环境规制差异主要源于竞争性策略行为的影响。

具体而言,环境规制约束下的企业会做出以下反应,进而改变劳动力需求的地区分布:第一,在该地区继续生产并安装污染治理设施或进行生产流程的改善以减少污染排放;第二,将企业搬迁到低环境规制地区以降低生产成本或者将企业生产流程由一个地区分散到多个地

区,即高污染的那部分生产流程逐渐迁出高环境规制地区;第三,直接退出行业市场;第四,污染密集型企业在高环境规制地区的进入降低,这些潜在的进入企业倾向于向低环境规制地区集中,尤其是“门槛”性的环境规制政策^①。通过这些路径,环境规制强度的差异性逐渐地改变污染密集型行业劳动力的地区分布。



注:虚线表示污染密集型行业劳动力的流动方向,实线是地区间环境规制差异的来源。

图1 环境规制差异与污染密集型行业劳动力流动

根据图1,上述企业行为可以归结为两类:一是选址效应,B和C地区较低的环境规制强度为污染密集型企业的进入提供良好条件,即新企业进入引致的就业效应;二是迁移效应,A地区的被规制企业会选择迁移到邻近的低环境规制地区,即企业迁移引致的就业效应。就企业选址效应而言,一些观点认为环境规制效应可能很小,因为与一些生产成本如劳动力成本相比,环境规制引致的企业成本很小(Goodstein, 1996)。因此,如果仅实行市场型的环境规制政策,而不是强制性的“门槛”性政策,环境规制引致的直接选址效应很难发生,企业选址效应更多是由劳动力成本、税收优惠或行业集聚等因素导致。而恰恰具有预防性质的“三同时”政策和环境影响评价制度等“门槛”性政策在中国环境规制中发挥着举足轻重的作用。就企业迁移效应而言,如果原本企业的选址处于最优,那么企业迁移的目的即是作出趋于最优的次优选址。在迁移成本的约束下,企业为了最小化成本,往往会选择迁移到邻近的低环境规制地区,进而形成越界的邻近就业。

基于上述讨论,可以提出本文的第一个研究假设:

研究假设1:一个地区环境规制强度的变化会对邻近其它地区的劳动力需求产生明显的溢出效应。

(二)地方政府竞争的动态影响机制

在现实中,一个地区的环境规制强度不仅受到来自于相邻地区环境规制强度变化的影

^①“门槛”性的政策多体现为预防性的环境规制政策,如环境影响评价制度和“三同时”的环境政策。

响,而且这种影响是相互的、动态的。根据图1,策略性的竞争行为更多地 in 经济发展相对较低的B和C地区间发生,A地区往往在环境规制中充当领先者的角色,因为其提升环境规制强度的内生动力更强。但是这并不意味着A不参与B和C的竞争,B和C的竞争策略也会影响A地区提升环境规制强度的动力。表1中,地区 α 和 β 间的环境规制共有四种策略性选择行为,其中(提高,提高)和(降低,降低)为一致性的策略行为,(提高,降低)和(降低,提高)为差异化的策略行为,(提高,提高)和(降低,降低)分别表示地区间环境规制的“竞争向上”和“竞争向下”行为。

表1 邻近地区环境规制的策略性竞争行为

	β 地区	
α 地区	(提高,提高)	(降低,提高)
	(提高,降低)	(降低,降低)

第一种情形(降低,降低)的策略行为动机在于通过降低地区环境规制强度来吸引潜在的企业投资或就业提升,前提是地方政府认为较低的环境规制的确构成区别于其他地区的比较优势。首先, α 地区会有这种考虑以及做出相应的行为,当 β 地区看到 α 地区该行为之后,为了与 α 地区竞争潜在资源,同样会选择降低环境规制强度。当 α 地区行动, β 地区不行动的时候,根据前文理论分析的选址效应和邻近就业效应, α 地区具有吸引投资和增进就业的概率,而 β 地区处于比较劣势地位。但是,如果 β 地区做出同样的行动, α 地区基于降低环境规制所产生的竞争优势就会消失。两个地区可能进入所谓的“竞争向下”的环境规制局面,进而带来两地区污染密集型行业劳动力需求的整体上升。尤其是,当存在一个额外的地区 γ 基于内生要求来首先提高自身环境规制强度的话,这种地区间的竞争效应会更加明显,因为 α 和 β 地区进行竞争的目的在于吸引投资和增进就业,而 γ 地区提高环境规制强度所产生的就业外溢效应,给这些地区提供了更为直接的竞争动机。此时,劳动力流动主要在 γ 地区和 α 和 β 地区之间发生,而 α 和 β 地区之间并不明显。

第二种情形(提高,提高)的策略行为动机主要有:一是提高环境规制对自身的经济发展有利。如果地方政府认为提高环境规制的强度能够更好地满足居民的良好环境需求,并且会对本地产业结构的绿色转型产生倒逼效应(原毅军、谢荣辉,2014),那么该地区就具有提升环境规制强度的内生动力。二是在环境管理体制趋于集中,地方环境规制的自主性被收紧的条件下, α 和 β 地区面临着同样的垂直管理和共同提升环境规制约束的压力^①。三是 α 和 β 地区同属于高收入地区,具有同样的提高环境规制强度的内生要求。尤其是当两个地区的方

^①例如,近几年所推进的大气污染治理的联防联控机制是这一动机的集中体现,关于联防联控的推进工作,参见国务院办公厅网站 http://www.gov.cn/zwgk/2010-05/13/content_1605605.htm。

政府面临着共同的环境规制激励时,“竞争向上”的环境规制特征就会呈现,污染密集型企业基于污染避难所选址产生的选址效应和邻近迁移效应就会被打破。这意味着污染密集型企业行业在严格环境规制的约束下就会降低整体的劳动力需求。 α 地区环境规制的增强在减少本地区污染密集型企业劳动力需求的同时,会对邻近 β 地区的环境规制强度存在竞争向上的激励,进而影响 β 地区的污染密集型企业的劳动力需求;因此,在(提高,提高)的竞争性环境规制策略行为下,环境规制的负向劳动力需求效应将更加明显。

第三种是差别化竞争策略(提高,降低)。这种行为的动机比较明显, β 地区实施低环境规制的目的在于吸纳高环境规制 α 地区的劳动力溢出。这种竞争策略在图1中的A地区和B地区或A地区和C地区之间比较容易产生,而在B地区和C地区之间,这种策略性行为不稳定,即并非均衡解。

第四种是差别化竞争策略(降低,提高)在环境规制的竞争中不太可能发生,这种策略行为的选择是独立于地区竞争关系的一种差异化行为。

基于上述讨论,可以得出本文的第二个研究假设:

研究假设2:环境规制竞争会直接影响地区环境规制差异下的劳动力需求溢出。

三、实证框架

(一)计量模型设定

本研究构建两个待估的计量模型,其中第一个模型不考虑环境规制地方竞争的影响,设定如下:

$$ld_{it} = \alpha + \beta_0 \ln regu_{it} + \sum_j \beta_j x_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, ld_{it} 表示第 t 期 i 地区污染密集型企业劳动力分布的变化, $\ln regu_{it}$ 表示地区环境规制强度的对数, x_{it} 是除环境规制强度之外影响地区劳动力需求的其他因素, μ_i 和 η_t 分别表示个体和时间固定效应, ε_{it} 是不可观测的误差项。为了将环境规制竞争纳入分析框架,假设一个地区的环境规制强度服从以下方程:

$$\ln regu_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln regu_{jt} + \sum_j \gamma_j z_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\sum_{j=1}^n w_{ij} \ln regu_{jt}$ 为空间滞后因变量,表示在第 t 期除地区 i 之外其它邻近地区环境规制强度的加权平均值, z_{it} 表示影响地区环境规制强度且能够被直接观察到的其它变量。

ρ 表示一个地区环境规制强度对相邻地区加权环境规制强度变动的反应程度,即地区环境规制空间相关性的强弱。 ρ 越大表示地区间的环境规制相关性越强, ρ 的符号反映了空间相关性的方向,符号为正表明地区间的环境规制强度“竞争向上”或“竞争向下”,符号为负则表明地区间的环境规制采取差异化的竞争策略。 w_{ij} 是经过行标准化处理后(将矩阵中的每

个初始元素除以其所在行元素之和,以保证每行元素之和为1的空间权重,即 $w_{ij} = \tilde{w}_{ij} / \sum_i \tilde{w}_{ij}$ 的空间权重。为方便分析,将各变量写成向量的形式,式(1)和(2)即为:

$$Q_n = \beta_0 R_n + \beta_j X_{1n} + V_{1n} \quad (3)$$

$$R_n = \rho W_n R_n + \gamma_j Z_{1n} + V_{2n} \quad (4)$$

通过(4)式变换 $R_n = (1 - \rho W_n)^{-1}(\gamma_j Z_{1n} + V_{2n})$,代入(3)式可得:

$$Q_n = \rho W_n Q_n + \beta_0 \gamma_j Z_{1n} + \beta_j X_{1n} + (-\rho \beta_j) W_n X_{1n} + (I_n - \rho W_n) V_{1n} + \beta_0 V_{2n} \quad (5)$$

令 $\lambda_1 = \beta_0 \gamma_j$, $\lambda_2 = \beta_j$, $\lambda_3 = -\rho \beta_j$, $V_n = (I_n - \rho W_n) V_{1n} + \beta_0 V_{2n}$,上式即为:

$$Q_n = \rho W_n Q_n + \lambda_1 Z_{1n} + \lambda_2 X_{1n} + \lambda_3 W_n X_{1n} + V_n \quad (6)$$

通过对上式进行估计,可以直接得出 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ 和 ρ 的系数和符号。我们比较关注 β_0 的符号,它表示本地区环境规制的劳动力需求效应。一些研究认为对于该符号的考察是判断地区环境规制“竞争到底”的逻辑前提,即环境规制的反向就业效应是地方政府采取竞相向下策略的重要依据(朱平芳等,2011)。由于 $\lambda_1 = \beta_0 \gamma_j$, λ_1 可以直接估计出来,只要能合适地选择 Z_{1n} 的变量,使得其与环境规制强度明显相关,且其符号可以预先确定,就可以通过 γ_j 的符号来判断 β_0 的符号了。实际上,地区的环境规制强度是无法观测到的,即使是我们构建的环境规制强度指标也仅是地区环境规制强度的替代指标,但是该指标与地区环境规制强度呈现明显的正相关性,所以在本文中, β_0 的符号与 λ_1 一致。但是我们认为 β_0 的符号并不是那么重要,正如前文所言,即使实际中环境规制没有带来劳动力需求的减少,只要地方政府认为可能如此,那么一致性的竞争策略同样会发生。仍然需要说明的是,替代指标 *regu* 不但是 X_{1n} 的一个重要指标,而且可能是 Z_{1n} 中的一个重要指标,因为估计式中的 R_n 是一个无法观测的环境规制强度。

(二)数据说明

本文数据来自1999-2011年全国30个省份(不含港、澳、台及西藏地区)分省分工业行业数据,工业行业数据主要来自《中国工业经济统计年鉴》,各省份的经济变量主要来自各年的《中国统计年鉴》,环境数据来自《中国环境年鉴》。由于工业经济统计1999年之前与之后的统计口径不一致,1999年之前是乡及乡以上独立核算的工业企业数据,1999年及之后统计的是国有及规模以上非国有企业的的数据,所以我们选择1999年及之后的数据,该时期也是中国环境规制强度急剧变化的时期。但是由于2012年《中国工业经济统计年鉴》并没有提供分省分工业行业的就业信息,本研究样本只能是1999-2011年。我们在《中国工业经济统计年鉴》提供的27个工业行业里确定污染密集型行业,然后计算污染密集型行业的加总指标。

(三)变量定义

(1)环境规制强度。根据王勇和李建民(2015)关于环境规制测度方法的讨论,构建地区层面的环境规制强度指标:

$$regu_{st} = \frac{SI_{st}}{TE_{st}} = \frac{I_{st}/\bar{I}_t}{\sum_j SE_{sjt}/j} \quad (7)$$

其中, $SI_{st} = I_{st}/\bar{I}_t$ 是 S 地区第 t 年工业污染治理投入的无量纲化结果, I_{st} 是 S 地区第 t 年工业污染治理投入的总和, 包括“三同时”环保投资、工业污染源治理投资和工业废气、废水的污染治理设施运行费用, \bar{I}_t 是全国各地区第 t 年工业污染治理投入总和的均值; $TE_{st} = \sum_j SE_{sjt}/j$ 是 S 地区第 t 年多种污染物排放加总的综合污染排放水平, 其中 $SE_{sjt} = E_{sjt}/\bar{E}_{jt}$ 表示 S 地区第 t 年无量纲化后的 j 种工业污染物排放, E_{sjt} 是 S 地区第 t 年 j 种工业污染物的排放量, \bar{E}_{jt} 是各地区第 t 年 j 种工业污染物排放量的均值。

污染治理投入大致可以划分为三类: (1) 工业污染治理投资, 主要用于对工业污染源的治理, 其中部分来源于排污费的返还, 属于“事后治理”; (2) 预防性的污染治理投入, 包括“三同时”政策和环境影响评价, 但是环境影响评价所申请的环保投资尚未真正付诸实施, 这里仅包括“三同时”污染治理投资, 属于“事前治理”; (3) 清洁生产投入, 主要体现为企业污染治理设施的资本投资和运行费用, 由于企业的污染治理投资被包含在工业污染治理投资中, 因此使用企业废水和废气污染治理设施的运行费用来代替。根据各种污染治理投入, 按照上述同样的方法, 即得到“事后治理”投入强度 inv 、“事前治理”投入强度 sts 和清洁生产投入强度 $qjsc$ 三种污染治理指数。

(2) 劳动力分布。环境规制对劳动力地区分布的影响实际上是通过影响污染密集型行业的分布来实现的。一些研究直接采用行业就业人数或行业就业份额来衡量劳动力在地区分布上的变化 (Kahn & Mansur, 2013)。这种测度存在一定的不合理性, 如果某一行业比如说煤炭行业呈现一定的衰落特征, 表现为该行业整体就业吸纳能力的减少, 那么某一地区行业就业份额的下降就可能是一种整体的变化趋势, 而不能反映高环境规制地区与低环境规制地区的差别。为了消除这种影响, 我们采用区位熵的测度方法来说明劳动力分布的变化:

$$ld_{it}^k = \frac{x_{it}^k / \sum_{k=1}^m x_{it}^k}{\sum_{i=1}^n x_{it}^k / \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^n x_{it}^k}, (i=1, 2, 3, \dots, n; k=1, 2, 3, \dots, m) \quad (8)$$

其中, x_{it}^k 是 t 期 i 地区 k 行业的就业人数, ld_{it}^k 使用 t 期 i 地区 k 行业的就业人数占本地区 m 个行业总计就业人数的份额与全国 k 行业就业人数占全国 m 个行业总计就业人数的份额之比, 用来表示本区域 k 行业就业份额相对于全国该行业整体水平的变化。

(3) 其它控制变量。在现有文献的基础上 (Greenstone, 2002; Kahn & Mansur, 2013), 本文在回归中包含以下变量: ①地区的税收水平 ($taxrate$)。较高的税收压力不利于企业利润最大化和吸纳相应的劳动力, 使用地区税收收入占 GDP 的比重来表示。②地区产业结构 ($struc$)。表示地区经济发展对工业部门劳动力的吸纳程度, 使用第二产业产值占 GDP 的比

重来衡量。③人均GDP增长率($gdpzz$)。反映整体经济发展状况对劳动力的需求。④交通密度($dens$)。反映一个地区的基础设施水平,计算方法为(内河运输里程+铁路运输里程+公路运输里程)/地区土地面积。⑤受教育程度(edu)。表示地区的人力资本水平,使用各地区人均受教育年限来计算。⑥工资水平($wage$)。表示地区的劳动力成本水平,以各地区城镇单位的平均工资水平进行测度。各变量测度描述性的统计分析见表2。

表2 各变量的描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
ld	390	1.3158	0.5587	0.3603	2.6929
\lnregu	390	-0.9029	0.4918	-2.2387	0.5120
\lnwage	390	9.7559	0.4529	8.8076	11.0066
$struc$	390	45.8301	7.7733	19.7355	61.1767
edu	390	7.4150	5.1931	1.8300	35.0000
$\ln dens$	390	-0.7547	0.9040	-3.8065	0.8521
$gdpzz$	390	13.7026	4.6197	-3.9385	46.1321
$taxrate$	390	8.0334	2.5527	2.2210	18.4980

(四) 空间权重设定和空间相关性检验

基于不同“邻近”概念,本文构建如下两类空间权重矩阵。首先,从边界相邻的角度构建最简单的二进制0-1空间权重反映环境规制对污染密集型行业就业的邻近溢出。初始权重 \tilde{w}_{ij} 的设定原则为:当地区*i*和地区*j*相邻, $\tilde{w}_{ij}=1$;当地区*i*和地区*j*不相邻, $\tilde{w}_{ij}=0$;当*i=j*, $\tilde{w}_{ij}=0$ 。上述的相邻包括左右、上下相邻以及对角线相邻,也就是说,只要两个地区有共同的边界或交点就被定义为相邻。

其次,经济距离所反映的地区“邻近”特征。主要采取两种方法:一是为了修正邻近空间矩阵相邻地区相同权重,而没有考虑各地区经济水平差异的问题,以一个地区人均GDP占邻近地区人均GDP加总的比重构建另一个空间权重矩阵,即 $w_{ij}^{gdp} = gdp_i / \sum_{j \in J_i} gdp_j$ 。二是参照张学良(2012)的研究,以人均GDP和人口密度为基础构建反映经济距离的空间权重矩阵,计算公式如下:

$$w_{ij}^{dgdg} = \frac{1/|gdp_i - gdp_j|}{\sum_{j \in J_i} 1/|gdp_i - gdp_j|} \quad (9)$$

$$w_{ij}^{pop} = \frac{1/|pop_i - pop_j|}{\sum_{j \in J_i} 1/|pop_i - pop_j|} \quad (10)$$

其中, w_{ij}^{dgdg} 和 w_{ij}^{pop} 分别是基于实际人均GDP和人口密度构建的空间权重矩阵。 gdp_i 、 pop_i

和 gdp_j 、 pop_j 分别是第 i 个地区和 j 地区的实际人均 GDP 和以每平方公里的人口数表示的人口密度, J_i 是 i 地区所有相邻地区的集合。这些矩阵元素都将其标准化,使各元素之和为 1。根据前文理论分析,具有相似经济发展水平的区域在环境规制上更容易呈现一致性竞争,该权重可以很好地满足实证需要。

为了测度省域污染密集型行业就业在地域空间上的特征,本节选择采用探索性空间数据分析方法,运用空间自相关 Moran 指数及其散点图来分析省域污染密集型行业就业所呈现的集聚特征。空间自相关性通常采用 Moran 指数来检验, Moran 指数反映的是观测值与其空间滞后的相关系数, Moran 指数的取值范围在 -1 到 1 之间,计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (A_i - \bar{A})(A_j - \bar{A})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (11)$$

其中 I 是 Moran 指数,能够从空间整体上测度观测值 A_i 空间分布的总体相关程度,也就是集聚情况; $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2$, $\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i$, A_i 是第 i 个地区的劳动力流动指数 ld , n 为地区数, w_{ij} 为空间权重矩阵。当 Moran 值在 0 到 1 之间,则各地区的观测值呈现空间正相关, Moran 值越接近于 1,则空间正相关性越强;当 Moran 值在 -1 到 0 之间,则各地区的观测值呈现空间负相关, Moran 值越接近于 -1,则空间负相关性越强。

表 3 劳动力流动指数 (ld) 全局 Moran'I 统计指标

年份	Moran'I	z	p-value
1999	0.225	2.330	0.020
2000	0.257	2.619	0.009
2001	0.271	2.733	0.006
2002	0.322	3.194	0.001
2003	0.336	3.317	0.001
2004	0.333	3.285	0.001
2005	0.357	3.506	0.000
2006	0.362	3.538	0.000
2007	0.376	3.668	0.000
2008	0.385	3.748	0.000
2009	0.399	3.865	0.000
2010	0.316	3.112	0.002
2011	0.399	3.866	0.000

注: z 为 Moran'I 值的 z 检验值, p 值为伴随概率。

表 3 计算了 1999-2011 年中国 30 个省份劳动力流动指数全局 Moran'I 指数值。由表 3 数

据可知, Moran' I指数均为正值, 且除了1999年之外均通过了显著性水平为1%的检验, 这说明中国各地区间的劳动力流动指数存在着比较明显的正向空间相关性。值得注意的是, 从1999年到2011年, 劳动力流动指数的这种空间正相关性呈现明显的持续性上升态势, Moran' I从1999年的0.225上升到2011年的0.399, 这说明各地区污染密集型行业劳动力分布的空间相关性逐步增强。

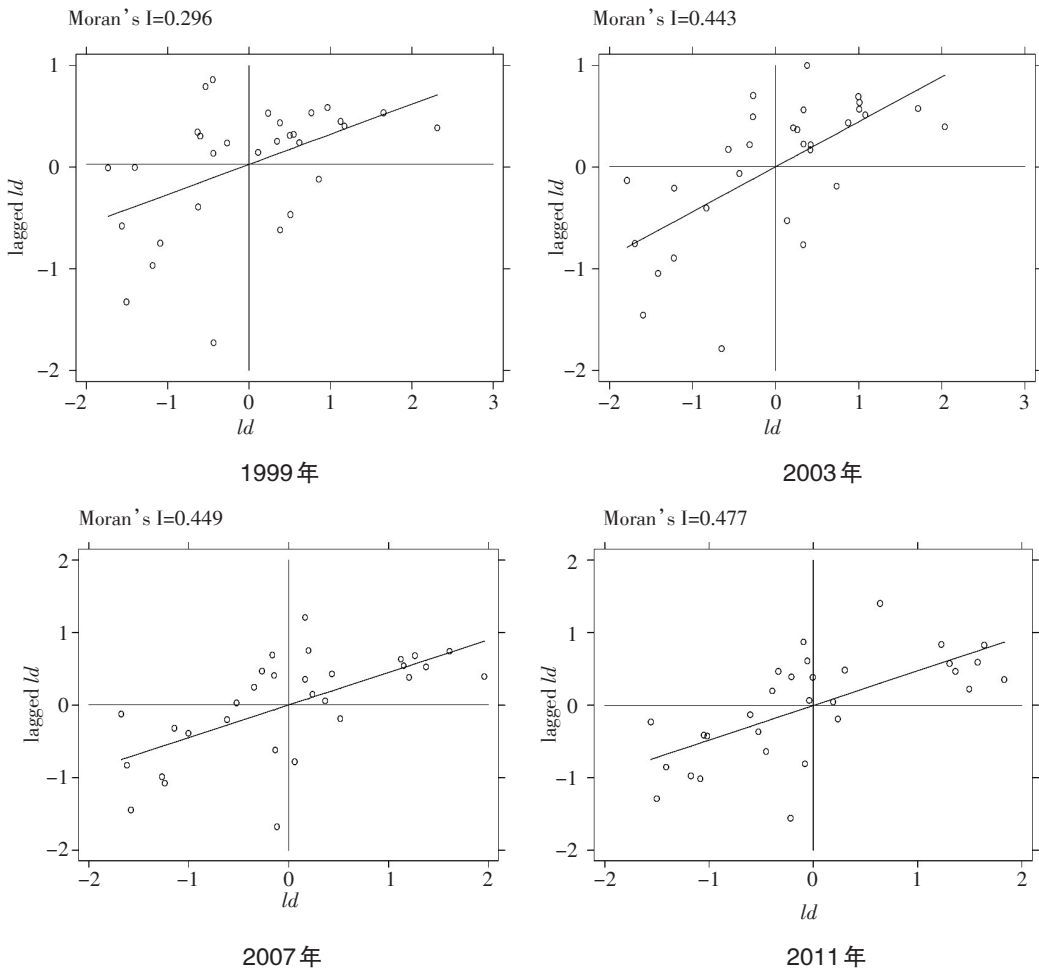


图2 劳动力流动的Moran散点图

图2分别是1999、2003、2007和2011年中国各地区劳动力流动指数 ld 的散点图, 散点图的横轴代表标准化的 ld 值, 纵轴代表标准化的 ld 滞后值。散点图以平均值为轴的中心, 划分为四个象限, 第一象限是高-高正相关, 第三象限是低-低正相关。由于 Moran' I 指数值呈现正相关, 所以二、四象限是非典型观测区域。大部分的省份都位于第一象限和第三象限, 在劳动力流动的集群检验中, 2011年有10个地区位于第一象限, 比1999年少3个; 2011年有12个地区位于第三象限, 比1999年多4个。整体而言, 位于第一、三象限的地区个数占样本总数的

比重在1999、2003、2007和2011年分别是70%、77%、77%和73%。该结果进一步证明了大部分地区与其邻近地区呈现相似的集群特征,污染密集型行业就业较高的 ld 指数和较低的 ld 指数均呈现趋于集中的特征。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

我们对于本文设置的空间杜宾模型进行估计的步骤如下:首先对空间杜宾模型进行Hausman检验以确定采用固定效应还是随机效应模型,之后如果选择采用固定效应模型,则按照Lee和Yu(2010)的方法将固定效应进行转换再估计。表4是基于邻近权重和经济距离权重的空间杜宾模型回归结果。基于各种空间权重的估计结果显示,表征地区污染密集型行业就业集聚的空间自回归系数 ρ 均为正,但是除了GDP权重之外,基于邻近和其它经济距离权重的回归系数均显著,这说明邻近就业效应的真实存在,同时回归系数也说明了地区间一致性环境规制竞争策略的存在。

在空间计量模型的估计中,自变量系数的估计值不仅包括自变量对因变量的直接效应,还包括“反馈效应”的影响。反馈效应是某地区自变量的外溢作用对邻近地区产生影响,邻近地区又通过因变量的外溢将该作用反馈到该地区,反馈效应的大小受到两个因素的影响:一是因变量空间滞后项的估计值;二是该变量本身空间滞后项的系数估计值。从回归结果来看,环境规制的空间滞后项基本上都对就业产生负向的显著影响,因此,只有在空间计量模型自变量的系数估计值中去除反馈效应才能得出自变量真实的直接效应估计值,并进一步可以得到自变量的间接效应,这种分解我们将在下文进行讨论。

从表4的回归结果可以看出,除了以人均GDP反映的经济距离空间权重之外,基于其他各种空间权重矩阵的估计结果均显著为正,这说明本地区的环境规制对本地区的污染密集型行业就业并未产生显著的负面影响。地区环境规制的提高会同时带来就业损失和就业创造,治污活动等引致的绿色就业岗位对原有的“棕色”就业岗位具有一定的替代作用。赵连阁等(2014)将工业污染治理投资引致的劳动力需求效应表现在两个方面:企业竞争力的正向就业效应和企业生产规模的负向就业效应,因此,本地区环境规制的劳动力需求效应取决于这两种效应的叠加结果,这可能是表4中环境规制直接影响不显著的原因。

但是,邻近地区的环境规制对本地区污染密集型行业的就业具有显著的负向效应,并且 ρ 的估计结果表明地区间环境规制采取的是一致性的环境规制竞争策略,这意味着不管邻近地区采取“竞争向下”还是“竞争向上”的策略,均会对本地区污染密集型行业的劳动力需求产生负面影响。“竞争向下”行为的负面就业效应主要表现在邻近地区对本地区相应资本投资的冲击和“挤占”。而“竞争向上”策略的负向影响主要来源于两个方面:一是邻近地区环境规制

表4 模型的极大似然估计结果(整个工业部门)

空间权重	\tilde{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	w_{ij}^{pop}	w_{ij}^{dgdp}
<i>ln regu</i>	0.0393* (0.0209)	0.0375* (0.0205)	0.0437** (0.0206)	0.0363 (0.0231)
<i>ln wage</i>	0.1553 (0.1276)	0.0549 (0.1209)	0.3464*** (0.1138)	0.1787 (0.1346)
<i>struc</i>	0.0000 (0.0024)	0.0004 (0.0024)	-0.0004 (0.0024)	0.0013 (0.0027)
<i>edu</i>	-0.0187*** (0.0060)	-0.0193*** (0.0058)	-0.0237*** (0.0060)	-0.0198*** (0.0067)
<i>ln dens</i>	-0.0535 (0.0515)	-0.0535 (0.0503)	0.0222 (0.0475)	-0.0336 (0.0545)
<i>gdpzz</i>	0.0001 (0.0019)	0.0005 (0.0018)	0.0010 (0.0018)	0.0013 (0.0020)
<i>taxrate</i>	0.0069 (0.0084)	0.0061 (0.0082)	-0.0031 (0.0082)	0.0020 (0.0091)
<i>Wln regu</i>	-0.1060** (0.0439)	-0.0952** (0.0409)	-0.0964*** (0.0295)	-0.0844** (0.0361)
<i>Wln wage</i>	0.0757 (0.1396)	0.2298* (0.1326)	-0.1180 (0.1241)	0.1362 (0.1422)
<i>Wstruc</i>	0.0178*** (0.0045)	0.0132*** (0.0040)	0.0181*** (0.0035)	0.0059 (0.0037)
<i>Wedu</i>	-0.0229** (0.0099)	-0.0189** (0.0088)	-0.0072 (0.0074)	-0.0181* (0.0093)
<i>Wln dens</i>	-0.0420 (0.0704)	-0.0282 (0.0692)	-0.1426** (0.0565)	0.0033 (0.0685)
<i>Wgdpzz</i>	0.0045 (0.0027)	0.0037 (0.0026)	0.0021 (0.0024)	0.0034 (0.0025)
<i>Wtaxrate</i>	0.0187 (0.0170)	0.0102 (0.0155)	0.0311** (0.0146)	0.0093 (0.0146)
ρ	0.4111*** (0.0548)	0.3896*** (0.0550)	0.3401*** (0.0449)	0.2147*** (0.0518)
Hausman 检验	0.12	-2.32	-55.53	-116.76
固定/随机	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应
logL	162.6774	168.656	148.283	174.2844
R ²	0.2797	0.2488	0.2182	0.1127
N	390	390	390	390

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,小括号内为稳健标准误。
回归过程同时控制了个体和时间固定效应。

增强导致本地区采取与之一致的环境规制策略,进而增强本地区的环境规制强度,进一步对本地区污染密集型行业的就业产生更大的影响;二是由于邻近地区环境规制的增强会降低本区域污染密集型行业的集聚优势,进而对本地区污染密集型行业吸纳劳动力的能力产生负面影响。

除此之外,其他的一些结果也值得注意。影响本地区污染密集型行业劳动力需求的诸多因素中,仅有本地区人力资本水平对污染密集型行业就业产生负向的显著影响,说明人力资本水平的整体提升会减少污染密集型行业的就业。可以从两个角度去解释这种现象:一方面人力资本整体水平较高地区的人均受教育程度较高,对于工作岗位的要求也通常较高,而污染密集型行业整体劳动力的受教育程度较低,因此,从供给的角度来讲,人力资本水平的提高会降低污染密集型行业的就业;另一方面,人力资本水平较高的地区通常经济发展水平较高,产业结构也相对较优,第二产业的比重趋于缩小,相应地,污染密集型行业的劳动力需求也在减少。

邻近地区第二产业比重较高也会增加本地区污染密集型行业的劳动力需求。通常工业的发展会呈现一定的区域集中特征,邻近地区第二产业的发展会对本地区产生一定的溢出效应,进而增强本地区污染密集型行业吸纳劳动力的能力。

(二)稳健性检验

(1)剔除采矿部门。表4中的被解释变量包括工业部门中的各个污染密集型行业,我们去掉劳动力需求弹性和空间依赖性较小的采矿业,仅以制造业和公用事业部门中的污染密集行业为基础来重新计算劳动力流动指数 ld ,然后进行同样的空间杜宾模型估计。从表5的回归结果可以看出,整体回归结果的显著性明显提高。不管是基于邻近的空间权重还是基于经济距离的空间权重,劳动力需求的空间自回归系数相对于表4变大,并且都比较显著。具体而言,本地区环境规制对污染密集型行业劳动力需求的影响并不显著,但是邻近地区环境规制对本地区带来了明显的负向效应,并且从回归系数来看,这种负向影响的程度更大。这与之前的分析一致,制造业中污染密集型行业的劳动力需求弹性要相对高一些,所以邻近地区环境规制的影响会更显著。

(2)空间GMM估计。为了进一步控制环境规制可能与地区劳动力需求存在的双向因果关系及遗漏变量带来的内生性偏误,本文采用空间GMM方法来尝试解决可能存在的内生性问题(表6)。Sargan检验不能拒绝工具变量有效的原假设,AR(2)检验通过了二阶序列不相干的原假设。从回归结果来看,除了 w_{ij}^{dgd} 权重之外,邻近地区的环境规制对本地区污染密集型行业劳动力需求具有显著的负向效应,本地区的环境规制对本地区污染密集型行业的劳动力需求影响不显著,这与基准回归结果相一致。

表5 模型的极大似然估计结果(制造业和公用事业部门)

空间权重	\tilde{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	w_{ij}^{pop}	w_{ij}^{dgdg}
<i>ln regu</i>	0.0106 (0.0190)	0.0085 (0.0191)	0.0168 (0.0180)	0.0120 (0.0202)
<i>ln wage</i>	-0.2243** (0.1141)	-0.2819** (0.1111)	0.0046 (0.0979)	-0.1924* (0.1163)
<i>struc</i>	0.0106*** (0.0022)	0.0108*** (0.0022)	0.0096*** (0.0021)	0.0106*** (0.0023)
<i>edu</i>	-0.0110** (0.0054)	-0.0103* (0.0053)	-0.0125** (0.0051)	-0.0096* (0.0057)
<i>ln dens</i>	-0.1258*** (0.0456)	-0.1143** (0.0460)	-0.1021** (0.0407)	-0.1512*** (0.0454)
<i>gdpzz</i>	0.0035** (0.0017)	0.0038** (0.0017)	0.0037** (0.0015)	0.0032* (0.0017)
<i>taxrate</i>	-0.0070 (0.0076)	-0.0063 (0.0076)	-0.0154** (0.0071)	-0.0110 (0.0079)
<i>Wln regu</i>	-0.1329*** (0.0401)	-0.1198*** (0.0381)	-0.1074*** (0.0258)	-0.0892*** (0.0312)
<i>Wln wage</i>	0.3327*** (0.1229)	0.4545*** (0.1200)	0.1141 (0.1056)	0.3363*** (0.1212)
<i>Wstruc</i>	0.0022 (0.0040)	-0.0003 (0.0036)	0.0040 (0.0031)	-0.0019 (0.0032)
<i>Wedu</i>	-0.0026 (0.0089)	-0.0015 (0.0081)	-0.0022 (0.0063)	-0.0072 (0.0080)
<i>Wln dens</i>	0.0959 (0.0633)	0.0802 (0.0635)	0.0270 (0.0485)	0.1466** (0.0586)
<i>Wgdpzz</i>	-0.0031 (0.0025)	-0.0042* (0.0024)	-0.0030 (0.0021)	-0.0009 (0.0021)
<i>Wtaxrate</i>	0.0044 (0.0154)	-0.0086 (0.0143)	0.0275** (0.0125)	0.0086 (0.0127)
ρ	0.4644*** (0.0543)	0.4276*** (0.0542)	0.4219*** (0.0423)	0.3073*** (0.0493)
Hausman 检验	356.90	14.63	-4.09	-9.04
固定/随机	固定效应	固定效应	随机效应	随机效应
logL	279.7296	279.4784	196.7897	187.8324
R ²	0.2004	0.1640	0.2218	0.1460
N	390	390	390	390

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著。小括号内为稳健标准误差。回归过程同时控制了个体和时间固定效应。

表 6 空间 GMM 估计结果

空间权重	\tilde{W}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	w_{ij}^{dgdp}	w_{ij}^{pop}
<i>ld(t-1)</i>	0.8530*** (0.0324)	0.8826*** (0.0467)	0.8765*** (0.0398)	0.8950*** (0.0514)
<i>ln regu</i>	-0.0116 (0.0097)	-0.0132 (0.0101)	-0.0214* (0.0113)	-0.0218*** (0.0080)
<i>ln wage</i>	0.1065 (0.1206)	0.0647 (0.1179)	-0.0303 (0.1254)	-0.0887 (0.1224)
<i>struc</i>	0.0003 (0.0012)	-0.0006 (0.0011)	-0.0010 (0.0013)	-0.0015 (0.0013)
<i>edu</i>	0.0022 (0.0027)	0.0040 (0.0030)	0.0016 (0.0023)	0.0034 (0.0035)
<i>ln dens</i>	-0.0570 (-0.0637)	-0.0263 (0.0582)	-0.1388* (0.0750)	-0.0724 (0.0497)
<i>gdpzz</i>	0.0011* (0.0007)	0.0013* (0.0007)	0.0027*** (0.0008)	0.0021*** (0.0007)
<i>taxrate</i>	-0.0062*** (0.0018)	-0.0061*** (0.0019)	-0.0034 (0.0033)	-0.0052 (0.0025)
<i>Wln regu</i>	-0.0253* (0.0133)	-0.0229** (0.0091)	-0.0415 (0.0369)	-0.0468*** (0.0098)
<i>Wln wage</i>	-0.1244 (0.1259)	-0.0605 (0.1258)	0.0475 (0.1335)	0.0949 (0.1175)
<i>Wstruc</i>	0.0051 (0.0034)	0.0012 (0.0025)	0.0007 (0.0023)	-0.0005 (0.0018)
<i>Wedu</i>	0.0026 (0.0038)	-0.0007 (0.0036)	(0.0009) (0.0024)	-0.0023 (0.0031)
<i>Wln dens</i>	0.0397 (0.0589)	0.0047 (0.0523)	0.1210* (0.0666)	0.0608 (0.0569)
<i>Wgdpzz</i>	0.0002 (0.0014)	0.0017* (0.0009)	-0.0004 (0.0008)	0.0011 (0.0011)
<i>Wtaxrate</i>	-0.0088 (0.0077)	-0.0053 (0.0074)	-0.0132* (0.0073)	-0.0010 (0.0090)
Sargan	12.755 [1.000]	16.540 [1.000]	16.296 [1.000]	14.332 [1.000]
AR(2)	0.6639 [0.4150]	0.7457 [0.3878]	0.8717 [0.3505]	2.2692 [0.1320]
R ²	0.9556	0.9307	0.9327	0.9618
N	360	360	360	360

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,小括号内为稳健标准误差,中括号内表示p值。回归过程同时控制了个体和时间固定效应。

(3)时间段子样本。张文彬等(2010)的研究表明,在2004-2008年间,随着科学发展观的不断深入,环境绩效考核作用不断强化和考核体系的调整,环境规制的省际竞争发生了明显的转变,竞争行为逐步形成“标尺效应”。为此,我们将研究样本选定在2005-2011年进行子样本回归(见表7)。从回归结果来看,邻近地区的环境规制对本地区污染密集型行业劳动力需求具有显著的负向效应,这与基准回归结果一致,并且溢出效应显著高于基准回归结果。

表7 时间段子样本的回归结果

空间权重	\tilde{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	w_{ij}^{pop}	w_{ij}^{dgdg}
<i>ln regu</i>	-0.0232 (0.0313)	-0.0266 (0.0315)	-0.0232 (0.0320)	-0.0062 (0.0285)
<i>ln wage</i>	-0.4446*** (0.1725)	-0.4345*** (0.1663)	-0.4270** (0.1733)	-0.2283 (0.1495)
<i>struc</i>	0.0028 (0.0029)	0.0027 (0.0030)	0.0024 (0.0031)	0.0039 (0.0027)
<i>edu</i>	-0.0187** (0.0082)	-0.0159* (0.0081)	-0.0144* (0.0081)	-0.0197*** (0.0076)
<i>ln dens</i>	-0.1469** (0.0741)	-0.1218* (0.0737)	-0.1407** (0.0707)	-0.0437 (0.0678)
<i>gdpzz</i>	0.0023 (0.0020)	0.0031 (0.0020)	0.0022 (0.0020)	0.0024 (0.0018)
<i>taxrate</i>	0.0129 (0.0121)	0.0139 (0.0121)	0.0134 (0.0123)	0.0055 (0.0110)
<i>Wln regu</i>	-0.1848*** (0.0610)	-0.1628*** (0.0569)	-0.0788 (0.0481)	-0.1709*** (0.0398)
<i>Wln wage</i>	0.2585 (0.1986)	0.3616* (0.1946)	0.3761** (0.1844)	0.1404 (0.1602)
<i>Wstruc</i>	0.0077 (0.0060)	0.0027 (0.0052)	0.0004 (0.0045)	0.0082* (0.0046)
<i>Wedu</i>	0.0202 (0.0135)	0.0134 (0.0124)	0.0054 (0.0113)	0.0099 (0.0099)
<i>Wln dens</i>	0.1784** (0.0846)	0.1481* (0.0867)	0.1586** (0.0785)	0.0251 (0.0714)
<i>Wgdpzz</i>	-0.0080** (0.0039)	-0.0066* (0.0037)	-0.0023 (0.0027)	-0.0055* (0.0029)
<i>Wtaxrate</i>	0.0116 (0.0287)	-0.0008 (0.0273)	0.0102 (0.0224)	0.0284 (0.0193)
ρ	0.3850*** (0.0819)	0.3902*** (0.0776)	0.3030*** (0.0673)	0.3789*** (0.0554)
N	210	210	210	210
R ²	0.2349	0.1914	0.2728	0.3064

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,小括号内为t值。

表 8 直接效应、溢出效应和总效应

被解释变量	ld(整个工业部门)		ld(制造业和公用事业部门)	
	\hat{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	\hat{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}
	直接效应			
<i>ln regu</i>	0.0279 (0.0219)	0.0271 (0.0214)	-0.0080 (0.0203)	-0.0081 (0.0201)
<i>ln wage</i>	0.1722 (0.1208)	0.0855 (0.1145)	-0.1921* (0.1079)	-0.2361** (0.1048)
<i>struc</i>	0.0022 (0.0024)	0.0021 (0.0024)	0.0117*** (0.0023)	0.0114*** (0.0022)
<i>edu</i>	-0.0226*** (0.0057)	-0.0228*** (0.0055)	-0.0122** (0.0051)	-0.0113** (0.0051)
<i>ln dens</i>	-0.0600 (0.0501)	-0.0582 (0.0486)	-0.1196*** (0.0444)	-0.1090** (0.0444)
<i>gdpzz</i>	0.0006 (0.0019)	0.0009 (0.0018)	0.0032* (0.0017)	0.0034** (0.0017)
<i>taxrate</i>	0.0099 (0.0088)	0.0080 (0.0086)	-0.0064 (0.0081)	-0.0075 (0.0080)
	溢出效应			
<i>ln regu</i>	-0.1439** (0.0688)	-0.1236** (0.0611)	-0.2236*** (0.0697)	-0.1888*** (0.0610)
<i>ln wage</i>	0.2272 (0.1517)	0.3884*** (0.1402)	0.4002*** (0.1407)	0.5439*** (0.1324)
<i>struc</i>	0.0283*** (0.0069)	0.0204*** (0.0056)	0.0125* (0.0068)	0.0070 (0.0055)
<i>edu</i>	-0.0492*** (0.0156)	-0.0408*** (0.0136)	-0.0138 (0.0150)	-0.0099 (0.0128)
<i>ln dens</i>	-0.1081 (0.0963)	-0.0806 (0.0900)	0.0590 (0.0921)	0.0448 (0.0863)
<i>gdpzz</i>	0.0068* (0.0038)	0.0057 (0.0035)	-0.0029 (0.0038)	-0.0044 (0.0034)
<i>taxrate</i>	0.0341 (0.0267)	0.0190 (0.0231)	0.0020 (0.0262)	-0.0185 (0.0224)
	总效应			
<i>ln regu</i>	-0.1160 (0.0802)	-0.0965 (0.0723)	-0.2316*** (0.0807)	-0.1969*** (0.0718)
<i>ln wage</i>	0.3994*** (0.1204)	0.4739*** (0.1132)	0.2081* (0.1191)	0.3079*** (0.1108)
<i>struc</i>	0.0304*** (0.0080)	0.0224*** (0.0066)	0.0242*** (0.0080)	0.0184*** (0.0065)
<i>edu</i>	-0.0718*** (0.0164)	-0.0636*** (0.0146)	-0.0260 (0.0160)	-0.0213 (0.0140)
<i>ln dens</i>	-0.1681* (0.0975)	-0.1389 (0.0901)	-0.0606 (0.0944)	-0.0642 (0.0873)
<i>gdpzz</i>	0.0074* (0.0041)	0.0066* (0.0038)	0.0004 (0.0041)	-0.0010 (0.0038)
<i>taxrate</i>	0.0440 (0.0295)	0.0270 (0.0259)	-0.0045 (0.0291)	-0.0260 (0.0253)

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,小括号内为稳健标准误。

(三)直接效应和溢出效应

分别基于邻近权重和人均GDP权重来考察环境规制对污染密集型行业就业影响的直接效应、间接效应和总效应,见表8。从直接效应的估计结果来看,环境规制对本地区污染密集型行业的劳动力需求并没有产生显著影响,这与表4和表5的估计结果一致。工资水平、产业结构、人力资本水平、基础设施水平以及GDP增长率均是影响地区污染密集型行业就业吸纳能力的重要因素。所以,地区环境规制对污染密集型行业就业的影响主要表现在邻近地区环境规制的空间溢出效应上。溢出效应反映的是样本中所有邻近地区累积的空间溢出效应。以邻近空间权重为例,环境规制的空间溢出效应平均为-0.1399,说明周边地区环境规制强度的一致性提高或降低将会对本地区污染密集型行业的劳动力需求产生较大的负向就业溢出效应。从图2可以发现,大部分的省区都位于高-高和低-低象限,说明大部分地区采用的是提高-提高或降低-降低的竞争策略。一个地区提高环境规制强度可能对本地区带来的影响并不明显,但是它会诱使相邻地区同样提高环境规制强度,这一方面会促使地区环境规制强度呈现竞争向上的态势,提高整体环境规制的强度,进而对本地区污染密集型行业的影响增大;另一方面,相邻地区环境规制强度的竞争向上态势抑制了污染密集型企业邻近迁移和邻近就业的实现,因此,整体而言,地方政府间的一致性竞争策略对污染密集型行业就业的负面影响较大。

总效应是直接效应和溢出效应之和,环境规制的总效应显著为负。值得注意的是,基于经济距离空间权重的溢出效应和总效应均大于基于邻近权重的估计系数,说明经济距离对环境规制溢出效应的影响更加明显。并且基于所有污染密集型工业行业计算的劳动力流动指数 ld 为解释变量的溢出效应估计系数要大于去除采矿业后的 ld ,这说明环境规制的空间溢出效应对采矿业的影响比制造业要明显。这主要是因为采矿业对于资源禀赋地区的依赖,很难进行迁移,而制造业的迁移弹性相对较大,一个区域环境规制的增强可能会导致污染密集型行业就业在较低环境规制地区产生,而采矿类行业这种变化的可能性就很小,溢出效应反映的是样本中所有邻近地区的累积空间效应,所以环境规制对采矿类行业就业的空间溢出效应会更加显著。

五、进一步的讨论:环境规制方式的异质性

表9是环境规制方式异质性效应的检验结果,被解释变量是以制造业和公用事业部门污染密集型行业为基础计算的劳动力流动指数 ld ,环境规制方式包含“事前”“事后”和清洁生产投入三种不同的环境治理手段。为了考察不同空间权重的影响,我们分别汇报了基于地理距离和经济距离权重的回归结果。从回归结果来看,污染密集型行业劳动力分布的空间相关性较高,并且均显著。本文进一步关注不同环境规制手段的影响,工业污染治理投资代表的

“事后”规制强度和污染治理设施运行费用代表的清洁生产投入的提升均能够增加本地区的污染密集型行业的劳动力需求,这说明污染治理投资增加带来的劳动力需求效应要高于其对生产活动所产生的挤出效应,而邻近地区“事后”规制和清洁生产投入强度的增加并不会对本地区的劳动力需求产生明显的影响,这也说明了这两种规制手段不会通过企业迁移和选址产生就业溢出效应。而“事前”环境规制强度的提升对本地区劳动力需求的影响并不显著,但是邻近地区“事前”环境规制强度的提升对本地区污染密集型行业劳动力需求产生显著的负向影响,这主要源于一致性竞争策略的影响,同时也表明了“门槛”性的环境规制的确会产生就业的空间溢出效应。

表 9 环境规制方式的异质性效应

环境规制	“事后”规制		清洁生产投入		“事前”规制	
空间权重	\tilde{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	\tilde{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	\tilde{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}
$\ln regu$	0.0281** (0.0143)	0.0268* (0.0143)	0.0262* (0.0153)	0.0259* (0.0154)	-0.0007 (0.0106)	-0.0015 (0.0106)
$W \ln regu$	-0.0136 (0.0287)	-0.0182 (0.0268)	-0.0438 (0.0340)	-0.0405 (0.0329)	-0.0968*** (0.0225)	-0.0871*** (0.0207)
ρ	0.4786*** (0.0536)	0.4457*** (0.0533)	0.4754*** (0.0537)	0.4399*** (0.0536)	0.4645*** (0.0540)	0.4291*** (0.0538)
Hausman 检验	-11.46	55.53	-11.05	-17.11	-15.90	17.55
随机/固定	随机效应	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应	固定效应
logL	203.9953	289.8797	204.3161	203.7345	211.4298	296.7128
R ²	0.3706	0.3877	0.3717	0.3878	0.3904	0.4066
N	390	390	390	390	390	390

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,小括号内为稳健标准误值。回归过程同时控制了个体和时间固定效应,该表的控制变量与基准回归一致。

表 10 是分别基于邻近权重和 GDP 权重估计的不同环境规制方式:“事后”规制、“事前”规制和清洁生产投入的直接、间接和总的劳动力需求效应。可以看出,本地区的“事后”规制即工业污染治理投资会显著地增加本地区污染密集型行业的劳动力需求,而邻近地区“事后”的环境规制对本地区劳动力需求的影响并不显著;清洁生产投入对本地区和邻近地区污染密集行业劳动力需求的影响均不明显;“事前”环境规制对污染密集型行业劳动力需求的影响主要表现在邻近效应上,即邻近地区的“三同时”政策会显著地降低本地区污染密集型行业的劳动力需求,因此,环境规制引致的空间就业溢出主要体现为“门槛性”环境规制政策的影响上。

表 10 不同环境规制方式的直接效应、间接效应和总效应

环境规制 空间权重	“事后”规制		“事中”规制		“事前”规制	
	\hat{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	\hat{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}	\hat{w}_{ij}	w_{ij}^{gdp}
直接效应	0.0276 [*] (0.0153)	0.0255 [*] (0.0153)	0.0212 (0.0165)	0.0213 (0.0162)	-0.0148 (0.0114)	-0.0140 (0.0113)
间接效应	-0.0007 (0.0491)	-0.0108 (0.0433)	-0.0561 (0.0585)	-0.0485 (0.0522)	-0.1700 ^{***} (0.0412)	-0.1432 ^{***} (0.0349)
溢出效应	0.0269 (0.0574)	0.0147 (0.0516)	-0.0349 (0.0673)	-0.0272 (0.0604)	-0.1848 ^{***} (0.0478)	-0.1572 ^{***} (0.0414)

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,小括号内为稳健标准误差。回归过程同时控制了个体和时间固定效应,该表的控制变量与基准回归一致。

六、结论与政策启示

本文从地方政府竞争的角度切入研究地区环境规制差异引致的劳动力需求效应。首先详细讨论了环境规制引致污染密集型行业劳动力需求溢出的主要路径以及地区环境规制竞争的动态影响,进一步应用空间杜宾模型实证考察了环境规制竞争以及不同环境规制方式对污染密集型行业劳动力需求溢出的影响。

主要得出如下结论:一是污染密集型行业劳动力需求的空间依赖性显著存在,企业选址和企业越界迁移是环境规制影响污染密集型行业劳动力需求溢出的主要途径。邻近地区一致性的环境规制竞争策略会在整体上对本地区污染密集型行业的劳动力需求产生不利的影响。二是邻近地区的“事后”规制和“事中”规制并不会产生显著的劳动力需求溢出,而“门槛”型的“事前”规制将产生显著的负向劳动力需求溢出。

与现有的一些研究结论(赵连阁,2014;邵帅、杨振兵,2017)类似,本研究发现,一个地区的环境规制提升不一定会产生明显的就业抑制效应。同时,本文的研究强调的是一种整体性的环境规制竞争趋势对污染密集型行业的影响,且这种影响主要体现在空间再配置上。当前呈现的环境规制的竞争向上趋势会减少污染密集型行业的劳动力需求,这更多体现的是一种工业就业结构的调整过程。本研究的结论具有很强的政策启示。首先,由于经济发展的局限性,很多地区尚不能够产生自愿性环境治理的动力,这也意味着环境规制与经济利益的权衡在中国大部分地区将明显存在,一致性(提高,提高)竞争策略会将加剧环境规制与污染密集型行业劳动力需求的矛盾抉择;其次,在环境规制引致劳动力需求溢出的过程中,污染密集型行业的重新选址和企业邻近迁移将带来污染的转移和扩大,可能产生的污染风险需要考虑和防范;第三,环境规制事权的集中趋势虽然有助于污染排放的减少,“棕色”就业比重较大的地区面临着明显的就业压力。但是当前实施力度较大的清洁生产和事后治理模式并不会产生明显的劳动力需求溢出效应,这能为环境保护与就业相抉择情形下环境规制政策选择提供一

定的政策参考。

参考文献:

- [1] 范洪敏,穆怀中. 环境规制对城镇二元劳动力就业的影响——基于劳动力市场分割视角[J]. 经济理论与经济管理, 2017, V36(2):34-47.
- [2] 李钢,董敏杰,沈可挺. 强化环境管制政策对中国经济的影响——基于CGE模型的评估[J]. 中国工业经济, 2012, (11):5-17.
- [3] 李梦洁,杜威剑. 环境规制与就业的双重红利适用于中国现阶段吗[J]. 经济科学, 2014, (4):14-26.
- [4] 李珊珊. 环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8):135-143.
- [5] 陆旸. 中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗[J]. 经济研究, 2011, (7):42-55.
- [6] 邵帅,杨振兵. 环境规制与劳动需求:双重红利效应存在吗?—来自中国工业部门的经验证据[J]. 环境经济研究, 2017, 2(2):64-80.
- [7] 施美程,王勇. 环境规制差异、行业特征与就业动态[J]. 南方经济, 2016, (7):48-62.
- [8] 宋琳,吕杰. 基于Theil指数的中国环境规制强度区域差异测度[J]. 山东社会科学, 2017, (7):140-144.
- [9] 王勇,李雅楠,李建民. 环境规制、劳动力再配置及其宏观含义[J]. 经济评论, 2017, (2):33-47.
- [10] 王勇,李建民. 环境规制强度衡量的主要方法、潜在问题及修正[J]. 财经论丛, 2015, (4):110-118.
- [11] 原毅军,谢荣辉. 污染减排政策影响产业结构调整的门槛效应存在吗[J]. 经济评论, 2014, (5):75-84.
- [12] 张文彬,张理芄,张可云. 中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间Durbin固定效应模型的分析[J]. 管理世界, 2010, (12):34-44.
- [13] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012, (3):60-77.
- [14] 赵连阁,钟搏,王学渊. 工业污染治理投资的地区就业效应研究[J]. 中国工业经济, 2014, (5):70-82.
- [15] 朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011, (6):133-145.
- [16] Arrow, K. J., M. L. Cropper, G. C. Eads, R.W. Hahn, L. B. Lave, R. G. Noll, P. R. Portney, M. Russell, R. Schmalensee, V. K. Smith and R. N. Stavins. Is There A Role for Benefit-cost Analysis in Environmental, Health and Safety Regulation[J]. Science, 1996, 272(5259): 221-222.
- [17] Becker, R., and V. Henderson. Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries[J]. Journal of Political Economy, 2000, 108(2):379-421.
- [18] Belova, A., W. Gray, J. Linn and R. D. Morgenstern. Environmental Regulation and Industry Employment: A Reassessment[J]. CES Research Paper, 2013, (7): 13-36.
- [19] Berman, E. and L. Bui. Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Basin [J]. Journal of Public Economics, 2001, 79(2): 265-295.
- [20] Deschenes, O. Climate Policy and Labor Markets[R]. 2010.
- [21] Goodstein, E. Job and the Environment: An Overview[J]. Environmental Management, 1996, 20(3): 313-321.
- [22] Greenstone, M. The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 & 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures[J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(6): 1175-1219.
- [23] Kahn, M. K. and E. T. Mansur. Do Local Energy Prices and Regulation Affect the Geographic Concentration of Employment[J]. Journal of Public Economy, 2013, 101(5): 105-114.

[24] Mark Curtis, E. Who Loses under Power Plant Cap-and-trade Programs[R].2014.

[25] Morgenstern, R. D., W. A. Pizer, and J. Shih. Jobs Versus the Environment: An Industry-level Perspective [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002, 43(3): 412-436.

Environmental Regulation, Local Government Competition and Labor Demand Spillover

Wang Yong^a, Chen Jie^b and Shi Meicheng^c

(a: Policy Research Center for Environment and Economy, MEP;

b: School of Economics and Environmental Resources, Hubei University of Economics;

c: Tsinghua University)

Abstract: The differences of environmental regulations and mutual competition among regions are the important features of environmental regulation policies in China. On the basis of combining the logic of competition of environmental regulation and the spillover of labor demand, this paper empirically examines the impact of provincial environmental regulation competition on the spillover of labor demand in the pollution-intensive industries by using spatial Durbin model. Empirical results show that there are significant characteristics of consistent environmental regulation competition among different provinces, and as a whole, the consistent environmental regulation competition strategy in the neighborhood will have a negative spatial spillover effect on the labor demand of the pollution-intensive industries in the local. Further examining the heterogeneity of different environmental regulation approaches, it has been found that "ex post" regulation and process regulation in neighboring areas will not result in significant negative labor demand spillovers, but the "threshold" type of "ex ante" regulation will have a significant negative labor demand spillover. When many areas face the choices of the contradiction between environmental regulation and labor demand, it is necessary to consider and precaution the risk of environmental pollution caused by the re-siting of pollution-intensive industries and adjacent migration of enterprises.

Keywords: Environmental Regulation; Local Government Competition; Pollution-intensive Industry; Labor Demand

JEL Classification: Q56

(责任编辑:卢玲)